

**Trajetória Longitudinal dos Alunos de Escolas Profissionalizantes do
Ceará para o Mercado de Trabalho**

Francisca Zilania Mariano

UFC/Campus de Sobral

(85) 988177364

zilania@ufc.br

Ronaldo A. Arraes

UFC/CAEN

ronald@ufc.br

Área 2 – Economia Social.

Trajetória Longitudinal dos Alunos de Escolas Profissionalizantes do Ceará para o Mercado de Trabalho

Resumo

Este trabalho procura ampliar o debate existente na literatura da Educação sobre o ensino profissionalizante, com ênfase nos efeitos gerados no mercado de trabalho. Para tanto, busca-se trazer novas evidências sobre o papel das escolas profissionalizantes e da escolha dos cursos sobre os rendimentos e os tipos de ocupações dos jovens. A amostra é composta de informações longitudinais, criadas pela junção das seguintes bases de dados: Censo escolar (2011), SPAECE (2011) e RAIS (2014). Para assegurar confiabilidade nos dados, fez-se necessária a correção da seletividade amostral através da aplicação dos procedimentos de Heckman (1979). Além disso, visando obter uma maior homogeneidade da amostra, optou-se por aplicar o método do balanceamento por entropia desenvolvido por Hainmueller (2012), o qual proporcionou um balanceamento perfeito das covariadas em três momentos da distribuição. Dessa forma, para verificar o efeito do ensino profissionalizante e dos cursos sobre as remunerações no mercado de trabalho, estimou-se a equação de rendimentos ponderada pelos pesos da entropia e corrigida pela razão inversa de Mills, a qual foi comparada com sua estimação sem tais correções. Dos resultados, constatou-se que o efeito do ensino profissionalizante e dos cursos não se mostraram significativos sobre os rendimentos no mercado de trabalho em 2014, porém, sem as correções amostrais, o efeito do ensino profissionalizante sobre os rendimentos seria positivo e significativo, assim como os cursos nas áreas de saúde e informação. Considerando os diferentes tipos de ocupações, utilizou-se o procedimento de Jannuzzi (2001, 2003) para reagrupá-los em apenas cinco estratos sócio-ocupacionais. Em seguida, para avaliar o impacto desse tipo de ensino e do curso escolhido sobre os cinco níveis de ocupações, estimou-se um modelo logit multinomial ponderado pela entropia. Os resultados mostraram que, para todas as categorias de ocupações no mercado de trabalho, o efeito do ensino profissionalizante e dos cursos não foram significativos, exceto a área da saúde, o qual apresentou-se significativo sobre a categoria de ocupações de qualificação e remuneração intermediárias.

Palavras chave: Ensino Profissionalizante, Mercado de Trabalho, Dados Longitudinais.

Abstract.

It is expected that this paper broadens the current debate in the education literature on vocational education linked with the labor market. Thus, it is aimed to provide new evidences about the courses choice in the vocational schools on the youngsters' income and occupations. To do so, a longitudinal sample was created from gathering the following databases: School Census (2011), SPAECE (2011) and RAIS (2014). In order to provide data reliability, correction of sample selectivity was performed through the application of Heckman' procedures. In addition, greater homogeneity of the sample was ensured by applying the entropy balancing method proposed by Hainmueller (2012), which provided a perfect balance of the covariates in three moments of the distribution. Thus, in order to verify the effect of vocational education and courses, on earnings in the labor market, we estimated the income equation weighted by entropy weights and corrected by the inverse Mills ratio, which was compared to the estimation without such corrections. From the results, it was found that the effect of vocational education and courses were not significant on the earnings in 2014. However, without the sample corrections, the effect of vocational training on earnings would be positive and significant, as well as the courses in the areas of health and information. In view of the large number of different types of

occupations, the Jannuzzi procedure (2001, 2003) was applied to regroup them in only five socio-occupational strata. Then, to evaluate the impact of this type of educational system and the chosen course on the five levels of occupations, an entropy-weighted multinomial logit model was estimated. The results showed that, for all categories of occupations in the labor market, the effect of vocational education and courses were not significant, except for the health area, which was significant on the category of occupations in the intermediate level of qualification and earning.

Keywords: Vocational Education, Labor Market, Longitudinal Data.

Classificação JEL: C21, I21, I28

Introdução

Avaliação de políticas públicas direcionadas para a inserção de jovens no mercado de trabalho tem sido foco de muitos pesquisadores devido às altas taxas de jovens que não estudam e nem trabalham. Bassi et al. (2012) verificam que, no Brasil e em outros países da América Latina, aproximadamente 15% dos jovens entre 16 e 24 anos inserem-se nessa categoria. Segundo relatório do Banco Mundial (2016), essa proporção aumentou para 19% nesta região. Além disso, nessa fase existem elevadas taxas de empregos informais, indicando que estes jovens não possuem habilidades exigidas em empregos formais de qualidade (ARAÚJO et al., 2014). No Brasil, cerca de 4 milhões de jovens trabalham em atividades informais, das quais 90% correspondem a menos de um salário mínimo (SIMÕES, 2010).

Segundo Guimarães e Almeida (2013), este grupo de jovens torna-se um público vulnerável que enfrentam maiores dificuldades de encontrar emprego, e tendem a trabalhar em ocupações mais precárias devida à incipiente formação educacional adquirida. Araújo et al. (2014) afirmam, juntamente com outros estudos realizados para países da América Latina, que grande parte dos jovens egressos do ensino médio apresenta condições piores de trabalho, como, por exemplo, menores salários e menos estabilidade, em comparação aos trabalhadores mais experientes. Segundo os autores, isso ocorre porque a maioria dos jovens inicia a trajetória profissional no mercado de trabalho informal e, posteriormente, aprimoram as habilidades até conseguirem um emprego formal, porém essas habilidades deveriam ser ensinadas na etapa de ensino de conclusão da educação básica, o nível médio.

Dentre os tipos de políticas que visam amenizar essa situação, encontra-se a educação profissional, a qual proporciona ao aluno um ensino específico direcionado ao mercado de trabalho. Para Silva et al. (2013), os jovens procuram os cursos técnicos visando uma formação de qualidade superior, profissionalização em áreas com melhores *status* e garantia de empregabilidade. Nesse sentido, diversos autores têm buscado verificar os efeitos desse tipo de ensino sobre a inserção no mercado de trabalho brasileiro (SEVERNINI e ORELLANO, 2010; ASSUNÇÃO e GONZAGA, 2010; ARAÚJO et al, 2014), porém, não se constata em nenhum deles análises com informações longitudinais a fim de identificar o jovem pós ensino médio no mercado de trabalho.

Severnini e Orellano (2010) questionam se os programas de qualificação profissional realmente contribuem para os treinados obterem uma melhoria de bem-estar através de uma eventual elevação na probabilidade de inserção no mercado de trabalho. Para tanto, os autores conduziram uma investigação comparativa entre os egressos e aqueles que não cursaram esse tipo de ensino. Através de microdados da Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) do IBGE de

1996 encontraram que os egressos de cursos profissionalizantes de nível básico tinham renda esperada 37% maior do que a dos demais. Por outro lado, para os egressos do ensino profissional de nível tecnológico, constataram uma redução de 27% da renda esperada, comparativamente aos que não participaram desse tipo de curso no ensino superior.

Assunção e Gonzaga (2010), com base nos microdados do suplemento especial sobre educação profissional da PNAD/2007, observaram que a ocorrência de indivíduos que optam por educação profissional, e cujas famílias detêm renda per capita inferior a dois salários mínimos, é bem menor do que nas demais faixas de renda, além do que, essa opção proporciona uma maior produtividade aos trabalhadores.

Araújo et al. (2014) avaliaram os efeitos da educação profissional e tecnológica (EPT) de nível médio sobre a inserção produtiva do aluno, e verificaram um aumento entre 1,2 e 1,3 pontos percentuais na probabilidade de estar empregado. Já a probabilidade de trabalhar em atividade para a qual se preparou é de, aproximadamente, 17 pontos percentuais maior do que os alunos que não realizaram EPT.

Embora não sendo uma avaliação do ensino profissional, Lin et al. (2016) usaram informações de uma pesquisa longitudinal de jovens e dados suplementares para avaliar como o desempenho cognitivo, medido no fim do ensino secundário, está relacionado com resultados no mercado de trabalho. Observam-se cinco resultados principais. Primeiro, o desempenho cognitivo está positivamente associada a resultados futuros do mercado de trabalho em todas as idades. Segundo, os retornos da habilidade cognitiva aumentam com a idade. Terceiro, o efeito sobre os rendimentos totais reflete uma combinação de impactos positivos do desempenho cognitivo tanto para salários/hora e horas de trabalho anuais. Em quarto lugar, os retornos da habilidade cognitiva são maiores para as mulheres que para os homens e para os negros e hispânicos do que para os brancos não-hispânicos. Por fim, os ganhos médios dos rendimentos ao longo da vida previsto para maiores níveis de desempenho cognitivo são, apenas, ligeiramente superiores aos reportados em estudos anteriores.

As Escolas Estaduais de Educação Profissional (EEEP) no Ceará fornecem, além do ensino com as disciplinas básicas do currículo do ensino médio tradicional, os cursos técnicos e profissionalizantes voltados para diversas áreas (saúde, agricultura, computação, finanças, etc). Essa ação possibilita, não apenas o aluno concluir o ensino médio e se profissionalizar para o mercado de trabalho, como também capacitá-lo a ingressar em universidades.

Com isso, este trabalho busca inovar, frente aos demais trabalhos encontrados na literatura, ao trazer evidências acerca do papel das escolas profissionais públicas do Ceará sobre os rendimentos e os tipos de ocupações dos jovens, baseadas em uma composição inédita de dados. A contribuição do empirismo reside na construção de identificadores que tornaram possível a geração de uma amostra com informações longitudinais através do cruzamento de diferentes bases de dados – Censo Escolar (2011), SPAECE (2011) e Relação Anual de Informações Sociais, RAIS (2014) cujo procedimento permitiu identificar cada aluno concluinte das escolas estaduais do Ceará em 2011, e sua trajetória para a inserção no mercado de trabalho em 2014. Porém, o fato de se observar apenas os jovens que estão inseridos no mercado de trabalho requereu que se conduzisse a correção da seletividade amostral através da aplicação dos procedimentos de Heckman (1979). Além disso, visando uma maior homogeneização da amostra, aplicou-se o método do balanceamento por entropia desenvolvido por Hainmueller (2012), o qual pondera as distribuições das variáveis a fim de satisfazer um conjunto de condições especiais predeterminadas.

Para verificar o efeito do ensino profissionalizante e dos cursos sobre as remunerações no mercado de trabalho, estimou-se a equação de rendimentos ponderada pelos pesos da entropia e corrigida pela razão inversa de Mills, e comparou-se com a mesma equação sem tais correções. Procedimento semelhante foi utilizado para as ocupações no mercado de trabalho, porém, dado o elevado número destas, aplicou-se os procedimentos de Jannuzzi (2001, 2003) para reagrupa-las em apenas cinco estratos sócio-ocupacionais. Em seguida, buscou-se estimar o impacto desse tipo de ensino e do curso escolhido sobre os cinco níveis de ocupações através de um modelo logit multinomial ponderado pela entropia e corrigido pela razão inversa de Mills.

Em sequência, o artigo está organizado com as seguintes seções: abordagem metodológica dividida em Seletividade Amostral e Balanceamento por Entropia; resultados e conclusões.

2 Metodologia

Quando se pretende identificar o efeito do ensino profissionalizante adquirido durante o ensino médio sobre o mercado de trabalho utilizando pesquisas censitárias como bases de dados, deve-se levar em consideração diferentes fontes de vieses que lhes são inerentes, portanto, nenhuma ação pode ser tomada para corrigi-las, ao contrário da correção do problema de seletividade amostral. Ao fazer o cruzamento da lista de concludentes do ensino médio do Ceará com a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) como base de dados, deve-se considerar que as informações coletadas são fornecidas apenas para aqueles que estavam no mercado de trabalho formal no período da pesquisa, ou seja, os salários e as ocupações observados estão relacionados com a decisão de um indivíduo trabalhar ou não e esta pode estar correlacionada a fatores não observáveis que afetam seu rendimento. Com isso, a consideração somente de pessoas que estejam trabalhando em uma equação de rendimentos pode produzir estimadores viesados como decorrência da seletividade amostral (WOOLDRIDGE, 2006).

2.1 Seletividade Amostral

Em vista da composição da amostra aqui utilizada, há que se considerar inicialmente a correção para solucionar o possível viés de seletividade amostral. Para tanto, aplica-se o procedimento de Heckman (1979) em dois estágios, o qual é formado por duas equações: a primeira descreve a participação no mercado de trabalho em 2014 inserindo todos os concludentes em 2011, ou seja, estejam ou não identificados no mercado de trabalho auferindo renda positiva; a outra equação segue a especificação minceriana, que considera somente os que possuem algum rendimento. O primeiro estágio consiste em estimar a seguinte equação de participação:

$$L = \beta_i X_i + \mu_i \quad (1)$$

Onde L é a variável que designa a participação no mercado de trabalho e X_i representa um conjunto de variáveis que explicam a participação no mercado de trabalho observadas durante o ensino médio. Como L não é observado, utiliza-se uma variável *dummy* definida como segue:

$$\begin{aligned} L_i &= 1 \text{ se } L_i^* > 0 \\ L_i &= 0 \text{ se } L_i^* \leq 0 \end{aligned}$$

Neste caso, L assume o valor 1 para representar o indivíduo que está trabalhando e 0 caso contrário. Após a estimação do modelo binário com a hipótese *probit*, o segundo procedimento

para aplicar o método de Heckman (1979) consiste em estimar a equação de rendimentos, levando em consideração o viés de seleção amostral.

$$W_i = \alpha X_i + \gamma_i' Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Onde W é a renda do indivíduo, X representa uma variável binária, identificando se o aluno concluiu o ensino médio nas EEEP; Z é o vetor de características pessoais e ε é o vetor de erros. Assim, o viés de seleção amostral pode ser observado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} E[W_i / L_i^* > 0] &= E[W_i / \mu_i > -\beta_i X_i] = \gamma_i' Z_i + E[\varepsilon_i / \mu_i > -\beta_i X_i] \\ &= \gamma_i' Z_i + \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \frac{\phi(\beta_i X_i)}{\Phi(\beta_i X_i)} \end{aligned}$$

ϕ é a função de densidade de probabilidade e Φ é a função de densidade normal padronizada acumulada. A função $\varphi_i = \frac{\phi(\beta_i X_i)}{\Phi(\beta_i X_i)}$ é denominada razão inversa de Mills e representa a variável que segundo Heckman (1979) é utilizada como explicativa na regressão principal para eliminar o viés de seletividade amostral, onde a significância desta função indicará a presença de viés de seletividade amostral. Logo, a equação¹ será representada da seguinte forma:

$$Y = \alpha X_i + \gamma_i' Z_i + \gamma_\varphi \varphi_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Y = \gamma_i' K_i + u_i \quad (4)$$

Além de se verificar o efeito do ensino profissionalizante sobre os rendimentos, buscar-se-á também encontrar o seu impacto sobre o tipo de ocupação que o jovem, após o término do ensino médio, ocupa no mercado de trabalho. Para tanto, será estimado um modelo logit multinomial com base nos cinco níveis de ocupações definidas em Jannuzi (2001, 2003)².

Especificamente, a probabilidade é determinada por $p[(Y = j)/x]$, com $j = 1,2,3,4,5$. Onde:

$$p_{ij} = p[(Y_i = j)/x_i] = \frac{e^{x_i' \beta_j}}{\sum_{j=1}^5 e^{x_i' \beta_j}} \quad (5)$$

Em que Y_i é a variável aleatória que indica a escolha da ocupação; p_{ij} é a probabilidade de um indivíduo i optar pela escolha j ; x_i é o vetor de características; β é o vetor de parâmetros a serem estimados. A equação estimada fornece um conjunto de probabilidades para $J + 1$ escolhas, porém, aplicando uma normalização em (5), e fazendo $\beta_0 = 0$, J parâmetros serão necessários para determinar as $J+1$ probabilidades. Assim, a equação (5) pode ser substituída por:

$$p_{ij} = p[(Y_i = j)/x_i] = \frac{e^{x_i' \beta_j}}{1 + \sum_{j=1}^5 e^{x_i' \beta_j}}, \quad \beta_0 = 0 \quad (6)$$

As razões de chances podem ser calculadas da seguinte forma:

$$\ln \left[\frac{p_{ij}}{p_{ik}} \right] = x_i' (\beta_j - \beta_k) = x_i' \beta_j, \quad k = 0 \quad (7)$$

Uma vez que os coeficientes estimados não representam diretamente as respostas marginais das variáveis explicativas, faz-se necessário calcular os efeitos marginais para analisar corretamente os resultados, os quais são obtidos por:

¹ Em vista da especificação da equação (3), cabe registrar que a estimação da equação (2) pelo método de mínimos quadrados ordinários forneceria estimativas viesadas e inconsistentes, devido à omissão da variável φ_i , resultando no erro de especificação descrito por Heckman (1979).

² Este procedimento será definido na seção 2.3

$$\delta_{ij} = \frac{\partial p_{ij}}{\partial x_i} = p_{ij}[\beta_j - \sum_{k=1}^5 p_{ij}\beta_k] = p_{ij}[\beta_j - \bar{\beta}_i] \quad (8)$$

Onde $\bar{\beta}_i = \sum_{k=1}^5 p_{ij}\beta_k$ é a probabilidade média de β_j .

2.2 Balanceamento por Entropia

Além do viés de seletividade amostral, existe outra fonte de viés presente nos dados, o qual está associado à variável que identifica os concludentes das escolas profissionalizantes no Ceará, pois, dado o número limitado de escolas, não há vagas suficientes para atender todos os alunos que pretendem cursar o ensino médio no Ceará. Como decorrência, a Secretaria de Educação (SEDUC) estabelece critério para o processo seletivo de entrada em cada escola, o qual é baseado nas maiores médias das notas obtidas pelos pretendentes no ensino fundamental até o preenchimento das vagas. Os critérios de desempate, caso necessário, são a idade e a proximidade da residência com a escola. Dessa forma, não existe um valor pré-estabelecido da nota média mínima para garantia de uma vaga por parte do aluno, pois esta pode variar de acordo com as notas médias dos alunos inscritos em determinada escola, cuja oferta de vagas é limitada.

Cabe mencionar que existe a possibilidade do surgimento de vieses decorrentes de características não observáveis e observáveis associadas ao processo seleção. No primeiro caso poderia se inserir a não observação da característica relacionada à motivação do aluno em efetuar sua inscrição. Neste caso, uma forma de solucioná-lo seria considerar na análise todos os alunos inscritos em cada escola, distinguidos entre os que ingressaram e não ingressaram; porém, essa lista não é disponibilizada. A característica observável se relaciona à indisponibilidade de informações relativas ao desempenho dos alunos inscritos no ensino fundamental, pois, caso contrário, seria possível verificar a nota limite à entrada por cada escola e, dependendo do tamanho da amostra, poderia-se aplicar regressão descontínua com vários pontos de descontinuidade.

Tendo em vista a indisponibilidade dessas informações, optou-se por minimizar os vieses daí decorrentes através do pareamento dos alunos por suas notas no desempenho do SPAECE e idades dos concludentes, cuja adequação é justificada pela suposição de haver uma correlação direta com a nota média no ensino fundamental. Ademais, como os candidatos têm conhecimento prévio que o processo seletivo se baseia no desempenho, acredita-se que essa variável seja um dos fatores que afetam a motivação para o aluno concorrer a uma vaga. Vale ressaltar que esse procedimento será utilizado, não para solucionar esses problemas, mas minimizá-los ao tornar a amostra mais homogênea. O procedimento escolhido para essa homogeneização amostral se baseia na aplicação do balanceamento por entropia às variáveis proficiência em matemática e português e à variável idade.

Hainmueller e Xu (2013) descrevem o balanceamento por entropia como uma generalização da abordagem do pareamento por escore de propensão (PEP), embora com procedimentos distintos. Enquanto o PEP calcula os escores de propensão através de uma regressão logit ou probit para fazer o pareamento, e verificar se os pesos estimados equilibram as distribuições das covariadas, a entropia calcula os pesos diretamente para ajustar as distribuições amostrais conhecidas, integrando o balanceamento das covariáveis aos pesos. Embora ambos os procedimentos avaliem efeitos de tratamentos, o balanceamento por entropia também pode ser aplicado para ajustar a amostra, conforme demonstrado por Watson e Elliot (2016).

Segundo Hainmueller (2012), esse método permite ponderar um conjunto de dados, tais que, as distribuições das variáveis nas observações reponderadas satisfaçam um conjunto de condições especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio exato sobre o primeiro

(média), segundo (variância) e terceiro (assimetria) momentos das distribuições de variáveis independentes nos grupos de tratamento e controle. Assim, é possível se especificar um nível de equilíbrio desejável para as covariadas, usando um conjunto de condições associados aos momentos da distribuição. A vantagem deste método sobre os algoritmos logit/probit reside na capacidade de implementar diretamente o equilíbrio exato.

Considere amostras aleatórias extraídas de unidades de tratados e de controle, nas quais inserem-se as seguintes definições: 1) D é uma variável binária que assume o valor 1 se a unidade pertence ao tratamento, e 0 se pertencer ao controle; 2) X é uma matriz composta pelos elementos x_{ij} , referentes aos valores da variável exógena pré-determinada j na unidade i ; 3) A densidade das covariadas nas amostras de tratamento e controle são dadas por $f_{X|D=1}(x)$ e $f_{X|D=0}(x)$, respectivamente; 4) A variável resultado observado é expressa por $Y = Y(1)D + (1 - D)Y(0)$.

O Efeito Médio Tratamento sobre os Tratados (EMTT) é dado por $\tau = E[Y(1)|D = 1] - E[Y(0)|D = 1]$, onde a primeira média pode ser diretamente identificada do grupo de tratados, mas a segunda corresponde ao contrafactual, o qual não é observado. Rosenbaum and Rubin (1983) mostra que, assumindo seleção nos observáveis, $Y(0) \perp D|X$, e sobreposição, $\Pr(D = 1|X = x) < 1$ para todo x no suporte de $f_{X|D=1}$, o EMTT é identificado como:

$$\tau = E[Y|D = 1] - \int E[Y|X = x, D = 0] f_{X|D=1}(x) dx \quad (9)$$

Para estimar o contrafactual, a distribuição da covariável no grupo de controle necessita ser ajustada para torná-la semelhante à distribuição no grupo de tratamento, tal que o indicador de tratamento D se torne mais perto de ser ortogonal em relação às covariáveis. Uma variedade de métodos de pré-processamento de dados, tais como pareamento pelo vizinho mais próximo, cem, escore de propensão têm sido propostos para reduzir o desequilíbrio na distribuição de variáveis de controle. Uma vez ajustadas as distribuições de variáveis independentes, métodos de análise padrão, tais como a regressão, podem ser posteriormente utilizados para estimar o tratamento com menor erro e modelo de dependência (IMBENS, 2004; RUBIN, 2006; HO et al., 2007; SEKHON, 2009).

Considere o caso mais simples onde o efeito tratamento nos dados pré-processados é estimado usando a diferença nos resultados médios entre os grupos de tratados e controle ajustado, cujo método muito utilizado na literatura é o escore de propensão ponderado (HIRANO; IMBENS; RIDDER, 2003), onde a média contrafactual é estimada como segue:

$$E[Y(0)|\widehat{D} = 1] = \frac{\sum_{\{i|D=0\}} Y_i d_i}{\sum_{\{i|D=0\}} d_i} \quad (10)$$

As unidades de controle recebem um peso dado por $d_i = \frac{\hat{p}(x_i)}{1 - \hat{p}(x_i)}$, onde $\hat{p}(x_i)$ na equação (10) é o escore de propensão, o qual é comumente estimado através de uma regressão probit ou logit. Se este modelo estiver corretamente especificado, então o peso estimado d_i assegura que a distribuição da covariável das unidades de controle reponderadas corresponda à distribuição no grupo de tratamento. No entanto, na prática, essa abordagem muitas vezes não consegue equilibrar conjuntamente todas as covariáveis.

O balanceamento por entropia generaliza a abordagem de ponderação do escore de propensão ao estimar os pesos diretamente de um conjunto de restrições de equilíbrio que exploram o conhecimento do pesquisador sobre os momentos amostrais. Considere w_i o peso do balanceamento por entropia escolhido para cada unidade de controle, os quais foram

encontrados pelo seguinte esquema de reponderação que minimiza a distancia métrica de entropia:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i) \quad (11)$$

Sujeito as restrições de equilíbrio e normalização

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i c_{ri}(X_i) = m_r \quad \text{com } r \in 1, \dots, R \quad (12)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1 \quad (13)$$

$$w_i \geq 0 \text{ para todo } i, \text{ tal que } D = 0 \quad (14)$$

Onde $q_i = 1/n$ é um peso base, sendo n o tamanho da amostra das unidades de controle; $c_{ri}(X_i) = m_r$ descreve um conjunto de R restrições referentes aos momentos das covariadas no grupo de controle reponderados. Inicialmente, escolhe-se a covariada que será incluída na reponderação. Para cada covariada, especifica-se um conjunto de restrições de balanceamento (Eq. 12) para equiparar os momentos das distribuições das covariadas entre os grupos de tratamento e controles reponderados. As restrições de momentos podem ser a média (primeiro momento), a variância (segundo momento), e a assimetria (terceiro momento).

Dessa forma, o balanceamento por entropia procura, para um conjunto de unidades, pesos $W = [w_1, \dots, w_{n_0}]'$ no qual minimiza a equação (11), distancia de entropia entre W e o vetor base de pesos $Q = [q_1, \dots, q_{n_0}]'$, sujeita as restrições de balanceamento na equação (12), restrição de normalização (Equação 13), e restrição de não-negatividade (Equação 14). Devido à sua propriedade de minimizar os desequilíbrios entre os grupos de tratados e controle, este método será aqui aplicado. Para tanto, todavia, utiliza-se uma variável binária para o tratamento, a qual irá permitir encontrar o efeito das escolas profissionalizantes sobre a remuneração e as ocupações dos concludentes do ensino médio em 2011 no mercado de trabalho em 2014.

Tendo em vista que durante o ensino profissionalizante o aluno tem a opção de escolher um curso, dentre vários, para se especializar, optou-se por considerar desagregar a variável que indica se o jovem concluiu o ensino médio nas escolas profissionalizantes em variáveis binárias, os quais serão definidas de acordo com o curso escolhido durante o ensino profissionalizante presente na amostra, cuja descrição encontra-se no quadro 1.

2.3 Variáveis e Bases de Dados

Para avaliar o efeito da política de profissionalização no ensino médio das EEEP sobre o mercado de trabalho, construiu-se uma amostra com informações longitudinais a partir da junção das seguintes bases de dados: lista dos concludentes no ensino médio em 2011, SPAECE 2011, Censo escolar 2011, e Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) 2014. Dessa forma, foram identificados os alunos concludentes das escolas estaduais do Ceará em 2011³, e sua inserção no mercado de trabalho em 2014. Vale ressaltar que, como as informações da RAIS são de 2014, optou-se por identificar os egressos do ensino médio em 2011, para permitir uma defasagem temporal a fim de evitar o eventual impedimento para a entrada no mercado de trabalho devido à idade do jovem ou tempo gasto por procura de emprego.

Para compor a amostra, observou-se inicialmente a lista dos concludentes disponibilizada pela SEDUC, dos quais 7.606 concluíram em 2011, fez-se o cruzamento com o censo escolar e

³ Identificadores foram criados pela SEDUC

com o SPAECE para obter informações sobre características pessoais e escolares desses alunos, tais como, sexo, raça, idade, escola de conclusão, turma, curso de profissionalização, localização da escola, desempenho dos alunos nas proficiências de matemática e português, dos quais resultaram 6.796 concludentes com essas informações disponíveis. Destes, 3.830 estudaram nas escolas de ensino profissionalizante e 2.966 das escolas regulares.

Em seguida, a partir da RAIS 2014, identificou-se que, 2.988 alunos⁴ estavam no mercado de trabalho, os quais constituem a amostra resultante para análise. Para compor a análise do modelo (pareamento por entropia), cuja variável de tratamento é binária, foram criados os seguintes grupos: Tratados – alunos que se profissionalizaram nesse período, estavam presentes no mercado de trabalho em 2014, onde foram observados 1.956 do ensino profissional. Controle – alunos advindos do ensino regular, perfazendo um total de 1.032 alunos. Cabe destacar que os cursos profissionalizantes observados na amostra estão assim distribuídos: saúde (40%), informação (33,2%), gestão e negócios (10%), Hospitalidade e lazer (11,1%) e outros (5,7%)⁵.

As variáveis ocupação, descritas no quadro 1, serão utilizadas para verificar o impacto das escolas e dos cursos profissionalizante sobre o mercado de trabalho. Tendo em vista o elevado número de 596 ocupações criadas a partir da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO 2002), e sua intratabilidade estatística, utilizou-se o procedimento de Jannuzzi (2001, 2003) para reagrupa-las em apenas cinco estratos sócio-ocupacionais, a partir de indicadores de renda, escolaridade e nível de precarização ocupacional, onde estes foram organizados com base no índice socioeconômico posicional (Isep)⁶, na ordenação das ocupações proporcionada pelos índices socioeconômicos, na tipologia de grupos ocupacionais de Valle Silva (1992) e na proposta metodológica de estratificação social segundo grupos ocupacionais de Goldthorpe (1992). No Quadro 1 estão descritas as categorias ocupacionais que compõem cada grupo.

| Ocupações | Categorias Profissionais |
|-----------|---|
| 1 | Médicos, engenheiros, professores universitários, empresários, gerentes e postos superiores na administração pública (juízes, promotores, delegados, oficiais das forças armadas, etc.). |
| 2 | Técnicos de contabilidade e administração, Mestre e Contramestres na indústria, Professores de ensino fundamental e médio, Corretores de Imóveis, Inspetores de Polícia, Carteiros, Comerciantes (proprietários) e Agricultores. |
| 3 | Torneiro Mecânico, Montadores de Equipamentos Elétricos, Vendedores, Operadores de caixa, Comerciantes conta-própria, Professores de ensino pré-escolar, Motoristas, Inspetores de alunos, Auxiliares de enfermagem, Auxiliares administrativos e de escritório, Policiais e Praças das Forças Armadas. |
| 4 | Ocupações da Indústria de Alimentos, da Indústria Têxtil, Pedreiros, Pintores, Garçons, Vigias, Porteiros, Estivadores. |
| 5 | Trabalhadores rurais, além das ocupações urbanas de baixo status, como a de serventes de pedreiro, lavadeiras, empregadas domésticas e lixeiros, |

Quadro 1 – Agrupamentos de Ocupações

Fonte: Elaboração própria.

⁴ Aproximadamente 44% dos concludentes.

⁵ Para mais detalhes ver Apêndice

⁶ Corresponde à porcentagem de indivíduos ocupados cujos níveis médios combinados de rendimento e escolaridade são menores ou iguais aos da ocupação considerada.

O primeiro estrato compreende as ocupações em posto de comando, de direção ou com especialização técnica superior. Reúne, portanto, as ocupações com rendimento e escolaridade mais elevadas, isto é, de maior status (Isep médio de 96%), geralmente, com rendimento melhores, escolaridade de 16 anos ou mais, tempo médio de trabalho acima de 10 anos, baixo risco ao desemprego.

O segundo estrato (Isep de 85%) é composto pelos pequenos proprietários, chefes e supervisores e empregados qualificados de escritório e técnicos de média especialização na indústria e serviços. Com menor poder de comando ou qualificação, tais ocupações apresentam um rendimento médio bem menor, ainda que em relação aos indicadores de escolaridade e precariedade as diferenças não sejam tão expressivas. O terceiro estrato (Isep de 69%) reúne a maioria de ocupações no Comércio, Serviços e postos qualificados da Indústria. O quarto grupo socioocupacional (Isep de 45%) compreende os empregados em prestação de serviços de baixa qualificação nos serviços, construção civil e indústria tradicional. Alguns indicadores de precarização chegam a ser ainda piores que os do estrato anterior: menos da metade contribui para a Previdência, metade tem sobrejornada e o risco ao desemprego é mais elevado. Na última categoria (Isep de 18%), estão agrupados os trabalhadores rurais, além das ocupações urbanas de baixo status, ou seja, as que possuem remunerações e escolaridade mais baixas e elevada precariedade no mercado de trabalho⁷.

Para estimações das equações de participação no mercado de trabalho e dos rendimentos, juntamente com as ocupações utilizou-se diferentes covariadas, tais como descritas no quadro 2.

| Variável | Descrição | Fonte |
|-------------------|--|---------------------|
| Estimação I | | |
| Dependente | | |
| Part_tblho | 1 se o concludente em 2011 estava auferindo renda positiva no mercado de trabalho formal em 2014; 0 caso contrário | RAIS |
| Explicativas | | |
| EEEP | 1 se o aluno concluiu ensino médio na escola profissionalizante; 0 se o aluno concluiu na escola regular | SEDUC/Censo escolar |
| Idade_2011 | Idade do concludente em 2011 | SPAECE |
| Gênero | 1 se masculino; 0 se feminino | SPAECE |
| Zona Residencial | 1 se urbana; 0 caso contrário | SPAECE |
| Bolsa família | 1 se alguém da família recebe o benefício do bolsa família; 0 caso contrário | SPAECE |
| Esc_Pai | 1 se o pai não estudou ou se possui até a 4ª série do ensino fundamental; 0 caso contrário | SPAECE |
| Esc_Mae | 1 se o pai não estudou ou se possui até a 4ª série do ensino fundamental; 0 caso contrário | SPAECE |
| Entropia | | |
| Profic_matemática | Proficiência do aluno na prova de matemática em 2011 | SPAECE |
| Profic_portugues | Proficiência do aluno na prova de português em 2011 | SPAECE |
| Faixa_idade1 | 1 se o indivíduo possui idade entre 17 e 25 anos | Censo escolar |
| Faixa_idade2 | 1 se o indivíduo possui idade entre 26 e 40 anos | Censo escolar |
| Estimação II | | |

Continua...

⁷ Para mais detalhes ver Jannuzzi (2001, 2002).

Continuação

| | | |
|-----------------------|--|---------------------|
| Dependentes | | |
| Rend_média | Remuneração anual média | RAIS |
| Ocupações | Indicador categórico que reflete nível de status socioeconômico e grau de precarização das ocupações, variando de 1 (alto status) a 5 (baixo status) | RAIS |
| Explicativas | | |
| EEEP | 1 se o aluno concluiu ensino médio na escola profissionalizante; 0 se o aluno concluiu na escola regular | SEDUC/Censo escolar |
| Saúde | 1 se participou do curso de profissionalizante na área da saúde; 0 Caso contrário | SEDUC/Censo escolar |
| Gestão | 1 se participou do curso de profissionalizante na área de gestão; 0 Caso contrário | SEDUC/Censo escolar |
| Informação | 1 se participou do curso de profissionalizante na área de informação; 0 Caso contrário | SEDUC/Censo escolar |
| Hospitalidade e Lazer | 1 se participou do curso de profissionalizante na área de Hospitalidade e Lazer; 0 Caso contrário | SEDUC/Censo escolar |
| Outros | 1 se participou do curso de profissionalizante em outras áreas; 0 Caso contrário | SEDUC/Censo escolar |
| Sexo | 1 se masculino; 0 caso contrário (c.c) | RAIS |
| Raça | 1 se branca; 0 c.c | RAIS |
| Idade 2014 | Idade do concludente em 2014 | RAIS |
| Mills | Razão inversa de Mills | |

Quadro 2 – Variáveis na Amostra

Fonte: Elaboração própria

3 Resultados

3.1 Análise Descritiva

Estatísticas descritivas das variáveis de resultados e das variáveis de controles relacionadas aos alunos concludentes das EEEP e das escolas regulares do Ceará em 2011, extraídas das bases de dados do Censo escolar, SPAECE e RAIS 2014, estão explicitadas na Tabela 1.

Observa-se que, embora apresentando diferencial baixo, a remuneração média em 2014 dos alunos advindos das escolas profissionalizantes é superior aos alunos que concluíram nas escolas regulares, aproximadamente 4,5% e apresentam variação relativa semelhante de, 0,37%.

Referentes aos tipos de ocupações socioeconômicas, pode-se verificar que, os concludentes das EEEP se concentram, principalmente, na categoria 2, 48,1%, seguida da categoria 3 e 4, 36,2% e 10,5%, respectivamente. Para os advindos das escolas regulares, a categoria 3 apresenta-se como a de maior proporção, aproximadamente 40%, seguida da categoria 4, 29,25%. Por outro lado, a categoria 1 concentra as mais baixas proporções de trabalhadores de ambas as escolas, 4,6% para as EEEP e 2,5% para as regulares.

Apesar dessas estatísticas apresentarem valores que favorecem aos alunos que concluíram nas escolas de ensino profissional, não se pode afirmar que o efeito destas sobre a remuneração e os tipos de ocupações no mercado de trabalho sejam positivas, pois o grupo de alunos advindos das escolas regulares não representam necessariamente o contrafactual de não tratamento. Dessa

forma, se faz necessário técnicas mais apropriadas que busquem isolar o efeito desta política sobre as variáveis de resultado.

Comparando estes grupos referentes às demais variáveis, observa-se, ainda na Tabela 1, que a proporção de homens advindos das escolares regulares é superior aos das profissionalizantes, em aproximadamente 20%. Quanto à raça e à zona residencial, a proporção de alunos considerados brancos e que moram em áreas urbanas são maiores nas EEEP, 24% e 73%, respectivamente.

Referente às variáveis de proficiências, matemática e português, os alunos das escolas de ensino profissionalizante apresentaram desempenho superior em, aproximadamente, 11% comparados aos alunos das escolas regulares. Ademais, 99% desses alunos apresentavam idade entre 17 e 25 anos, enquanto que no outro grupo, 89% estava contido nessa faixa etária. Analisando as variáveis sobre background familiar, observa-se que 55,3% dos alunos das EEEP estão inseridos em famílias que recebem o bolsa família, enquanto que, para os alunos das regulares, essa proporção aumenta para, aproximadamente, 67%. Quanto à escolaridade dos pais, a proporção de alunos que possuem pai e mãe analfabetos ou que estudaram até a 4^o série do ensino fundamental é maior nas escolas regulares, 44% e 46%, respectivamente.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis de resultado no mercado de trabalho em 2014, remuneração e tipos de ocupação, na amostra de concludentes 2011, considerando os cursos escolhidos pelos alunos durante o 3^o ano do ensino médio nas escolas de ensino profissionalizantes. Verifica-se que a área de saúde provem a maior remuneração média (R\$924,06) seguida de outros cursos (R\$891,27), e cursos na área de gestão (R\$ 869,90).

Tabela 1 - Estatística descritiva das variáveis da amostra por tipos de escolas

| Variáveis | EEEP | | Regulares | |
|------------------------|----------|---------|-----------|----------|
| | Média | DP | Média | DP |
| Rend_media 2014 | 885.6525 | 324.63 | 848.1263 | 314.3181 |
| Ocup_socio 1 | 0.0460 | 0.2097 | 0.0252 | 0.1570 |
| Ocup_socio 2 | 0.4818 | 0.4997 | 0.2633 | 0.4406 |
| Ocup_socio 3 | 0.3620 | 0.4807 | 0.3984 | 0.4898 |
| Ocup_socio 4 | 0.1054 | 0.3072 | 0.2925 | 0.4551 |
| Ocup_socio 5 | 0.0046 | 0.0677 | 0.0204 | 0.1414 |
| Sexo | 0.4754 | 0.4995 | 0.5687 | 0.4954 |
| Raça | 0.1671 | 0.3732 | 0.1346 | 0.3415 |
| Zona_resid | 0.8783 | 0.4995 | 0.5067 | 0.5001 |
| Profic_matematica_2011 | 299.2016 | 50.6841 | 268.6783 | 51.2099 |
| Profic_portugues_2011 | 289.8749 | 41.4428 | 261.7721 | 46.4631 |
| Idade1 | 0.9913 | 0.0928 | 0.8953 | 0.3062 |
| Idade2 | 0.0066 | 0.0812 | 0.0920 | 0.2892 |
| Bolsa_familia | 0.5536 | 0.4972 | 0.6695 | 0.4705 |
| Esc_pai | 0.3369 | 0.4727 | 0.4864 | 0.5000 |
| Esc_mae | 0.2911 | 0.4544 | 0.4258 | 0.4947 |

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados da RAIS (2014); SPAECE (2011) e Censo escolar (2011)

Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis de resultados por cursos, 2014

| Cursos | Ocupações | | | | | |
|------------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | Rem_média | | 1 | | 2 | |
| | Média | DP | Média | DP | Média | DP |
| Saúde | 924.06 | 323.36 | 0.0230 | 0.1500 | 0.5511 | 0.4976 |
| Gestão | 840.39 | 220.53 | 0.0876 | 0.2834 | 0.3865 | 0.4882 |
| Informação | 869.90 | 356.69 | 0.0681 | 0.2521 | 0.4613 | 0.4988 |
| Hosp_lazer | 831.62 | 291.31 | 0.0412 | 0.1994 | 0.3899 | 0.4888 |
| Outros | 891.27 | 324.82 | 0.0176 | 0.1324 | 0.4601 | 0.5006 |

| Cursos | Ocupações | | | | | |
|------------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 3 | | 4 | | 5 | |
| | Média | DP | Média | DP | Média | DP |
| Saúde | 0.3248 | 0.4686 | 0.0946 | 0.2928 | 0.0063 | 0.0797 |
| Gestão | 0.4226 | 0.4952 | 0.1030 | 0.3048 | - | - |
| Informação | 0.3575 | 0.4796 | 0.1083 | 0.3110 | 0.0046 | 0.0680 |
| Hosp_lazer | 0.4403 | 0.4975 | 0.1284 | 0.3353 | - | - |
| Outros | 0.3893 | 0.4897 | 0.1238 | 0.3309 | 0.0088 | 0.0940 |

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados da RAIS (2014); SPAECE (2011) e Censo escolar (2011)

Notas: Médias de cada ocupação por curso; numeração das ocupações segue Quadro 1.

Dentre os cursos profissionalizantes, a área de gestão apresenta a maior proporção de trabalhadores situados na ocupação socioeconômica do tipo 1, 8,76%, seguido das áreas de informação e hospitalidade e lazer, com 6,81% e 4,12%, respectivamente. Referente a ocupação 2, destaca-se os cursos da área de saúde, com 55% da proporção dos concludentes das profissionalizantes, enquanto que os demais cursos apresentam proporções que variam entre 38% a 46%. Na ocupação 3, a área com maior proporção são os cursos da área de Hospitalidade e Lazer, com 44%, seguido dos outros tipos de cursos, com 39%, assim como para a categoria de ocupação 4, 12,84% e 12,38%, respectivamente, porém, na categoria 5, as áreas de saúde, informação e outros apresentam proporção semelhante, menos de 1%, enquanto as áreas de gestão e hospitalidade não apresentaram proporções de concludentes.

Ademais, pode-se verificar que, dos alunos que fizeram os cursos nas áreas de saúde, mais de 50% encontram-se nas ocupações de categoria 2, seguido da ocupação 3, com aproximadamente, 32%. Resultado semelhante, porém, com menor proporção na categoria 2, situa-se a área de informação e outros tipos de cursos, enquanto que as áreas de hospitalidade e lazer e gestão apresentam maiores proporções de trabalhadores nas ocupações socioeconômicas 3, seguidas da categoria 2.

3.2 Resultados dos modelos

Ao propor verificar o efeito do ensino profissionalizante sobre variáveis relacionadas ao mercado de trabalho, faz-se necessário a correção do problema de seletividade amostral, uma vez que são observados apenas os jovens concludentes das escolas estaduais do Ceará em 2011 que estão presentes na RAIS 2014. Como primeira etapa deste modelo, especificou-se uma variável binária de participação no mercado de trabalho e calculou-se a razão inversa de Mills, utilizando como variáveis explicativas sexo, idade no período de conclusão do ensino médio, tipo de ensino utilizado na escola, zona de residência, variável indicativa referente ao bolsa família, escolaridade do pai e da mãe, cujos resultados podem ser observados na Tabela A1 no apêndice.

Antes de estimar o efeito deste tipo de ensino sobre a renda e a categoria de ocupação no mercado de trabalho, optou-se por fazer um balanceamento por entropia, utilizando como

covariáveis as proficiências de matemática e português no SPAECE e a idade dos alunos, partindo do pressuposto que existe uma relação direta destas variáveis com o processo seletivo das escolas. Para tanto, considerou-se a variável binária de tratamento para os concludentes de escolas profissionalizantes (tratados) e regulares (controle), referentes aos alunos que terminaram o ensino médio em 2011. Algumas estatísticas das covariadas nos dois grupos estão expostas na Tabela 3, a fim de verificar, inicialmente, se os grupos estão equilibrados e se divergem em características, para em seguida encontrar-se o efeito.

As estatísticas do primeiro, segundo e terceiro momento da distribuição das covariadas e o teste de diferença entre os grupos estão contidas na Tabela 3. Uma vez que existem diferenças significativas na média, variância e assimetria dessas variáveis, conclui-se que os grupos não se apresentam adequadamente balanceados, requerendo-se, portanto, a aplicação do balanceamento por entropia, a fim de equilibrar as características entre os grupos. O algoritmo busca equilibrar os valores dos momentos especificados na amostra de referência, neste caso, o grupo dos concludentes das profissionalizantes, e procura, a partir de um conjunto de pesos de entropia, ajustar o grupo de controle combinando-o com a amostra de referência. Esta aplicação tem por objetivo encontrar pesos que minimizem as diferenças entre tratados e controles, considerando os três momentos da distribuição. A convergência ocorre quando todos os momentos são pareados entre os grupos dentro de um determinado número de interações e nível de tolerância⁸.

Tabela 3 – Condições de Momentos das covariadas antes do balanceamento por entropia

| Covariadas | Tratados | | | Controles | | | Diferenças | | | p-valor |
|--------------|----------|--------|---------|-----------|--------|---------|------------|---------|---------|---------|
| | Média | Var | Ass. | Média | Var | Ass. | Média | Var | Ass | |
| Profic MT | 299.201 | 2569 | -0.0914 | 268.678 | 2622 | 0.2827 | 30.523 | -53 | -0.3741 | 0.000 |
| Profic LP | 289.874 | 1718 | -0.4711 | 261.772 | 2159 | -0.1086 | 28.102 | -441 | -0.3625 | 0.000 |
| Faixa Idade1 | 0.9913 | 0.0086 | -10.59 | 0.8953 | 0.0937 | -2.583 | 0.0959 | -0.0851 | -8.007 | 0.000 |
| Faixa Idade2 | 0.0066 | 0.0066 | 12.14 | 0.0920 | 0.0836 | 2.822 | -0.0854 | -0.0770 | 9.318 | 0.000 |

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 4 - Condições de Momentos das covariadas após o balanceamento por entropia

| Covariadas | Tratados | | | Controles | | | Diferenças | | | p-valor |
|--------------|----------|----------|---------|-----------|----------|---------|------------|--------|-------|---------|
| | Média | Var | Ass. | Média | Var | Ass. | Média | Var | Ass | |
| Profic MT | 299.201 | 2569 | -0.0914 | 299.201 | 2569 | - | 0 | 0 | 4E-05 | 0.999 |
| Profic LP | 289.874 | 1718 | -0.4711 | 289.874 | 1718 | -0.4711 | 0 | 0 | 0 | 0.998 |
| Faixa Idade1 | 0.9913 | 0.00862 | -10.59 | 0.9913 | 0.008626 | -10.59 | 0 | -6E-06 | 0 | 0.999 |
| Faixa Idade2 | 0.00664 | 0.006605 | 12.14 | 0.00665 | 0.006613 | 12.14 | -1E-05 | -8E-06 | 0 | 0.978 |

Fonte: Elaboração Própria

Com base nos resultados após o balanceamento por entropia apresentados na Tabela 4, se pode inferir que, em todas as covariadas, os três momentos da distribuição não diferem entre os grupos, ou seja, não há diferenças estatísticas significativas entre eles. Dessa forma, conclui-se que os grupos estão perfeitamente equilibrados quanto às variáveis utilizadas na amostra, após a entropia.

Uma vez encontrado os pesos que tornam a amostra mais homogênea, estimou-se o efeito do ensino profissionalizante sobre os rendimentos, considerando a razão inversa de Mills para a verificação do problema de seletividade amostral. Ademais, como existe a possibilidade de escolher um tipo de curso no qual se pretenda se especializar, estimou-se a equação de rendimentos utilizando variáveis binárias para cada curso presente na amostra, cujos resultados estão expostos na Tabela 5.

⁸ O número de iteração e o nível de tolerância padrão são 20 e 0.015, respectivamente, e podem ser aumentados se a convergência falhar.

Ao considerar as correções no modelo, o efeito do ensino profissionalizante, independente da escolha do curso, não se mostrou significativo sobre os rendimentos no mercado de trabalho em 2014. Mesmo após desagregar esse ensino nos tipos de cursos escolhido pelos alunos, saúde, gestão, informação, hospitalidade e lazer, e outros, o efeito permanece insignificante. Porém, observa-se que a razão inversa de Mills foi significativa nas duas análises, indicando que a não inclusão desta variável em equações de rendimentos fornecerá estimativas viesadas.

Para efeitos de comparação, considerou-se também a estimação dessas equações sem as correções, cujos resultados podem ser observados na Tabela 6. Caso as correções amostrais – razão inversa de Mills e o balanceamento por entropia – não fossem consideradas, o efeito do ensino profissionalizante sobre os rendimentos seria positivo e significativo, assim como, os cursos nas áreas de saúde, informação e outros. Contudo, esses resultados comprovam que a não consideração destes procedimentos estariam viesando os resultados, e poderiam auxiliar de forma inadequada os gestores da política de implementação do ensino profissionalizante nas escolas do Ceará.

Tabela 5 – Estimação da Equação de Rendimentos com Correções– 2014

| Variáveis | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
|---------------------|---------------|-------------|---------|---------------|-------------|---------|
| EEEEP | -14.4464 | 38.4818 | 0.707 | - | - | - |
| Saúde | - | - | - | 35.75 | 40.46 | 0.377 |
| Gestão | - | - | - | -65.75 | 41.89 | 0.117 |
| Informação | - | - | - | -37.94 | 38.82 | 0.329 |
| Hospitalidade_lazer | - | - | - | -66.62 | 43.75 | 0.128 |
| Outros | - | - | - | -19.86 | 49.84 | 0.690 |
| Genero | 9.4259 | 26.8954 | 0.726 | 18.76 | 27.69 | 0.498 |
| Raça | 17.4694 | 17.1751 | 0.309 | 14.89 | 17.14 | 0.385 |
| Idade | 13.4743 | 3.9295 | 0.001 | 13.36 | 3.99 | 0.001 |
| Mills | -256.41 | 110.64 | 0.021 | -255.16 | 111.29 | 0.022 |
| Constante | 812.76 | 143.51 | 0.000 | 808.89 | 144.69 | 0.000 |

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 6 – Estimação da Equação de Rendimentos sem Correções - 2014

| Variáveis | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
|---------------------|---------------|-------------|---------|---------------|-------------|---------|
| EEEEP | 61.1481 | 12.2535 | 0.000 | - | - | - |
| Saúde | - | - | - | 112.2651 | 15.7828 | 0.000 |
| Gestão | - | - | - | 12.8299 | 18.4121 | 0.486 |
| Informação | - | - | - | 35.4416 | 17.0833 | 0.038 |
| Hospitalidade_lazer | - | - | - | 9.4406 | 21.9208 | 0.667 |
| Outros | - | - | - | 56.9815 | 31.6416 | 0.072 |
| Genero | 63.6207 | 11.6873 | 0.000 | 75.8158 | 12.3637 | 0.000 |
| Raça | 12.1506 | 14.9024 | 0.415 | 8.5623 | 14.7850 | 0.563 |
| Idade | 11.3461 | 2.5369 | 0.000 | 11.3052 | 2.5535 | 0.000 |
| Constante | 557.5973 | 56.0869 | 0.000 | 552.0563 | 56.4754 | 0.000 |

Fonte: Elaboração Própria

Além do efeito sobre os rendimentos, buscou-se avaliar o impacto desse tipo de ensino e do curso escolhido sobre os tipos de ocupações presentes no mercado de trabalho em 2014 ocupadas pelos concluintes do ensino médio em 2011. A Tabela 7 apresenta os resultados dos efeitos marginais após as estimativas do modelo logit multinomial⁹ considerando o ensino

⁹ Utilizou-se a categoria de ocupação 5 como base para a estimação.

profissionalizante independente do curso escolhido na primeira análise e os tipos de cursos escolhidos pelos concludentes na segunda análise, cujos resultados estão expostos na Tabela A2 e A3 no apêndice.

Vale ressaltar que, para obtenção destas estimativas, aplicou-se os procedimentos da correção de Heckman e o balanceamento pela entropia. Dos resultados, observa-se que, para todas as categorias de ocupações no mercado de trabalho, o efeito do ensino profissionalizante, independente do curso, não foi significativo. Porém, ao considerar os tipos de cursos, apenas a área da saúde apresentou efeito significativo sobre a categoria de ocupação de nível 3¹⁰, indicando que, fazer esse curso durante o ensino médio reduz a probabilidade do jovem está inserido nessa ocupação em 8,44%.

Tabela 7 – Efeito Marginal das EEEP e dos Cursos sobre Tipos de Ocupações no Mercado de trabalho – Com correções - 2014

| Ocupações | EEEP | | | Saude | | |
|-----------|---------------|-------------|---------|---------------|-------------|---------|
| | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
| Ocupa_1 | 0.0142 | 0.0242 | 0.555 | -0.0046 | 0.0174 | 0.788 |
| Ocupa_2 | 0.0201 | 0.0638 | 0.752 | 0.0518 | 0.0467 | 0.267 |
| Ocupa_3 | -0.07.57 | 0.0603 | 0.210 | -0.0844 | 0.0421 | 0.045 |
| Ocupa_4 | 0.0278 | 0.0375 | 0.458 | 0.0299 | 0.0363 | 0.411 |
| Ocupações | Gestão | | | Informação | | |
| | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
| Ocupa_1 | 0.0670 | 0.0466 | 0.151 | 0.0451 | 0.0288 | 0.117 |
| Ocupa_2 | -0.0824 | 0.0501 | 0.110 | 0.0062 | 0.0461 | 0.893 |
| Ocupa_3 | 0.0006 | 0.0541 | 0.990 | -0.0611 | 0.0424 | 0.15 |
| Ocupa_4 | 0.0168 | 0.0457 | 0.713 | 0.0062 | 0.0332 | 0.851 |
| Ocupações | Hosp_Lazer | | | | | |
| | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor | | | |
| Ocupa_1 | 0.0170 | 0.0277 | 0.540 | | | |
| Ocupa_2 | -0.0805 | 0.0501 | 0.108 | | | |
| Ocupa_3 | 0.0120 | 0.0526 | 0.819 | | | |
| Ocupa_4 | 0.0537 | 0.0493 | 0.276 | | | |

Fonte: Elaboração Própria

Assim como para a equação de rendimentos, foram também estimados os efeitos marginais das EEEP e dos cursos sobre os tipos de ocupações sem aplicar os procedimentos das correções. Para tanto, estimou-se o modelo multinomial sem a razão inversa de mills e sem ponderar pelos pesos da entropia, cujos resultados estão expostos nas Tabelas A4 e A5 no apêndice. A Tabela 8 mostra que, desconsiderando as correções, o efeito do ensino profissionalizante passa a ser significativo em todas as categorias ocupacionais, aumentando a probabilidade do jovem pertencer as categorias de níveis 1 e 2, e reduz a probabilidade nas categorias 3 e 4. Resultado semelhante pode ser observado quando se desagrega esse tipo de ensino pelo curso escolhido nas áreas de saúde e informação, exceto para o nível 1 e 3,

¹⁰ Ocupação composta por Torneiro Mecânico, Montadores de Equipamentos Elétricos, Vendedores, Operadores de caixa, Comerciantes conta-própria, Professores de ensino pré-escolar, Motoristas, Inspetores de alunos, Auxiliares de enfermaria, Auxiliares administrativos e de escritório, Policiais e Praças das Forças Armadas.

respectivamente. Para o curso na área de gestão, o efeito seria significativo, positivo no nível 1 e negativo no nível 3. No curso de hospitalidade e lazer, o efeito teria sido significativo apenas para o nível 4 das categorias ocupacionais. Semelhante a equação de rendimentos, esses resultados reforçam que a não consideração das correções poderão gerar resultados viesados.

Tabela 8 – Efeito Marginal das EEEP e dos cursos sobre tipos de Ocupações no Mercado de trabalho – sem correção - 2014

| Ocupações | EEEP | | | Saude | | |
|-----------|---------------|-------------|---------|---------------|-------------|---------|
| | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
| Ocupa_1 | 0.0211 | 0.0069 | 0.003 | -0.0037 | 0.0105 | 0.723 |
| Ocupa_2 | 0.2070 | 0.0187 | 0.000 | 0.2307 | 0.0300 | 0.000 |
| Ocupa_3 | -0.0446 | 0.0196 | 0.023 | -0.1044 | 0.0498 | 0.036 |
| Ocupa_4 | -0.1717 | 0.0161 | 0.000 | -0.1218 | 0.0281 | 0.000 |
| Ocupações | Gestão | | | Informação | | |
| | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
| Ocupa_1 | 0.0688 | 0.0284 | 0.015 | 0.0416 | 0.0141 | 0.003 |
| Ocupa_2 | 0.0665 | 0.1081 | 0.538 | 0.1736 | 0.0520 | 0.001 |
| Ocupa_3 | -0.0262 | 0.1046 | 0.802 | -0.0881 | 0.0637 | 0.167 |
| Ocupa_4 | -0.1064 | 0.0429 | 0.013 | -0.1259 | 0.0325 | 0.000 |
| Ocupações | Hosp_Lazer | | | | | |
| | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor | | | |
| Ocupa_1 | 0.0202 | 0.0216 | 0.350 | | | |
| Ocupa_2 | 0.0781 | 0.1145 | 0.495 | | | |
| Ocupa_3 | -0.0066 | 0.1113 | 0.952 | | | |
| Ocupa_4 | -0.0885 | 0.0459 | 0.054 | | | |

Fonte: Elaboração Própria

Conclusões

Este trabalho contribui com o debate existente na literatura que relaciona educação e mercado de trabalho, ao trazer novas evidências, em nível longitudinal, que associam os alunos de escolas de ensino profissionalizante e suas inserções no mercado de trabalho comparativamente com alunos de escolas regulares. Isso é feito com procedimentos amostrais inéditos.

Tendo em vista que durante o ensino profissionalizante o aluno tem a opção de escolher um curso, dentre vários, para se especializar, faz-se necessário adaptar a abordagem metodológica. Assim, visando encontrar o efeito dessa escolha sobre a remuneração e os tipos de ocupações no mercado de trabalho, este estudo optou por considerar variáveis binárias a partir dos tipos de cursos disponíveis.

Uma das contribuições deste estudo reside na base de dados utilizada para mensurar este efeito, pois através da construção de identificadores providos pela SEDUC foi possível construir uma amostra com informações longitudinais a partir da junção das seguintes bases de dados: Censo escolar (2011), SPAECE (2011) e RAIS (2014). Dessa forma, foram identificados os alunos concluintes das escolas estaduais do Ceará em 2011, e sua inserção no mercado de trabalho em 2014.

Ao considerar apenas os jovens concludentes das escolas estaduais do Ceará em 2011 que estão presentes na RAIS 2014 para composição da amostra, surge o inevitável problema de seletividade amostral, o qual se fez necessário corrigi-lo através dos procedimentos de Heckman (1979) a fim de eliminar vieses na estimação. Como primeira etapa deste modelo, estimou-se a equação de participação no mercado de trabalho e calculou-se a razão inversa de Mills, utilizando como variáveis explicativas sexo, idade no período de conclusão do ensino médio, tipo de ensino utilizado na escola, zona de residência, variável indicativa referente ao bolsa família, escolaridade do pai e da mãe, das quais, apenas idade não foi significativa para determinação da decisão do jovem de ingressar no mercado de trabalho.

Ademais, visando obter uma maior homogeneidade da amostra, antes de estimar o efeito do ensino profissionalizante sobre a renda e sobre o tipo de ocupação no mercado de trabalho, este trabalho optou por aplicar o método do balanceamento por entropia desenvolvido por Hainmueller (2012), o qual permite ponderar um conjunto de dados, tais que, as distribuições das variáveis nas observações reponderadas satisfaçam um conjunto de condições especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio exato sobre o primeiro (média), segundo (variância) e terceiro (assimetria). Para tanto, utilizou-se como covariáveis, as proficiências de matemática e português no SPAECE e a idade dos alunos, partindo do pressuposto que existe uma relação direta destas variáveis com o processo seletivo das escolas.

Observou-se que, antes de aplicar o pareamento por entropia, existiam diferenças significativas na média, variância e assimetria entre os grupos de tratados e controle. Dessa forma, os grupos não se apresentam adequadamente balanceados, porém, após a aplicação desse método, todas as covariadas, nos três momentos da distribuição, não diferiram entre os grupos. Ou seja, os resultados para os três momentos da distribuição passaram a ser praticamente idênticos, portanto, as diferenças entre eles não são significativas.

Dessa forma, para verificar o efeito do ensino profissionalizante, independente do curso, sobre as remunerações no mercado de trabalho, estimou-se a equação de rendimentos ponderada pelos pesos da entropia e corrigida pela razão inversa de Mills e para fins de comparação, estimou-se a mesma equação, porém sem as devidas correções. Dos resultados, constatou-se que, ao considerar as correções no modelo, o efeito do ensino profissionalizante, independente da escolha do curso, não se mostrou significativo sobre os rendimentos no mercado de trabalho em 2014. Mesmo após desagregação desse ensino nos tipos de cursos escolhido pelos alunos, saúde, gestão, informação, hospitalidade e lazer, e outros, o efeito permaneceu insignificante. Porém, observa-se que a razão inversa de Mills foi significativa nas duas análises, indicando que a não inclusão desta variável em equações de rendimentos forneceria estimativas viesadas. Além disso, se não considerar as correções amostrais, razão inversa de Mills e o balanceamento por entropia, o efeito do ensino profissionalizante sobre os rendimentos seria positivo e significativo, assim como, os cursos nas áreas de saúde, informação e outros.

Considerando os diferentes tipos de ocupações exercidas pelos concludentes no mercado de trabalho em 2014, utilizou-se o procedimento de Jannuzzi (2001, 2003) para reagrupa-los em apenas cinco estratos sócio-ocupacionais, a partir de indicadores de renda, escolaridade e nível de precarização ocupacional. Em seguida, para avaliar o impacto desse tipo de ensino e do curso escolhido sobre os cinco níveis de ocupações, estimou-se um modelo logit multinomial para obtenção dos efeitos marginais, levando em consideração a correção de Heckman e o balanceamento pela entropia. Dos resultados, observa-se que, para todas as categorias de ocupações no mercado de trabalho, o efeito do ensino profissionalizante, independente do curso, não foi significativo. Porém, ao considerar os tipos de cursos, apenas a área da saúde apresentou

efeito significativo sobre a categoria de ocupação de nível 3, indicando que, fazer esse curso durante o ensino médio reduz a probabilidade do jovem está inserido nessa ocupação em 8,44%.

Assim como para a equação de rendimentos, optou-se por estimar os efeitos marginais das EEEP e dos cursos sobre os tipos de ocupações sem aplicar os procedimentos das correções. Os resultados mostraram que o efeito do ensino profissionalizante passou a ser significativo em todas as categorias ocupacionais, aumentando a probabilidade do jovem pertencer as categorias de níveis mais elevados, e reduz a probabilidade de inserção nas categorias intermediárias e menos qualificadas. Quando se desagrega por área cursada no ensino profissionalizante, alguns cursos, tais como gestão, saúde e informação, se mostrariam significantes em elevar a probabilidade de inserção em categorias com melhores remunerações.

Esses resultados fornecem indícios que, ao aplicar os procedimentos para as correções necessárias à amostra, o ensino profissionalizante fornecido pelas escolas estaduais do Ceará não foi significativo em elevar os rendimentos e em melhorar os níveis de ocupações dos jovens concludentes do ensino médio. Ademais, comprovam que a não consideração destes procedimentos estariam viesando os resultados e poderiam auxiliar de forma inadequada os gestores da política de implementação do ensino profissionalizante nas escolas no Ceará.

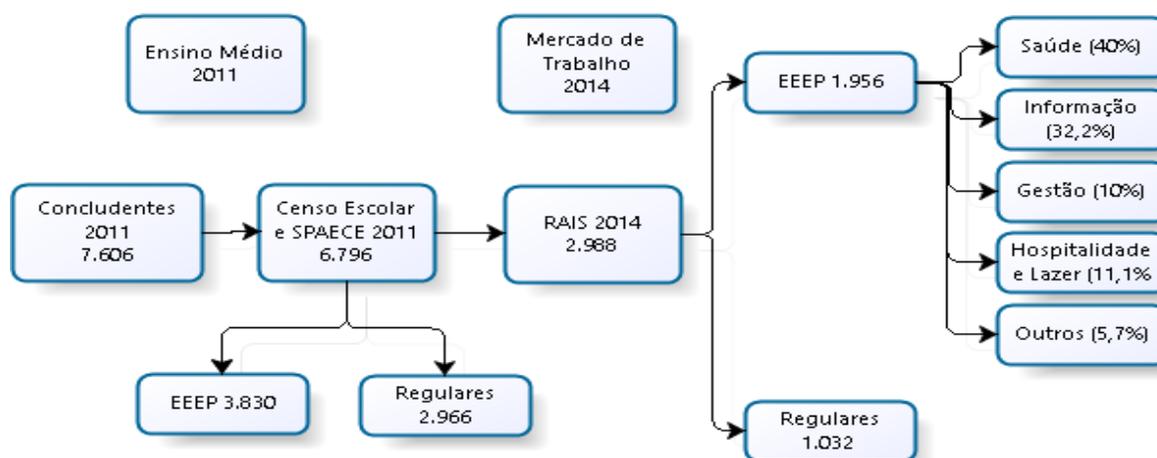
Referências

- ARAÚJO, A. J. N.; CHEIN, F.; PINTO, C. **Ensino Profissionalizante, Desempenho Escolar e Inserção Produtiva: Uma Análise com dados do ENEM**. 2014. Disponível: <http://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files_I/i12-ac3a8f487db438fc6278e117ab468a01.pdf> Acesso em: 08 agosto 2016
- ASSUNÇÃO J; GONZAGA G. Educação Profissional no Brasil: Inserção e retorno. **Série Cenários**, n. 3, Brasília: SENALDN, 2010.
- BASSI, M. BUSSO, M. URZÚA, S. VARGAS, J. **Desconectados: Habilidades, educación y empleo en América Latina**, BID, 2012.
- GOLDTHORPE, J.H. **Social mobility and class structure in modern britain**. New York: Oxford University Press, 1992.
- GUIMARÃES, A. Q; ALMEIDA, M. E. Os jovens e o mercado de trabalho: evolução e desafios da política de emprego no Brasil. **Temas de Administração Pública**. v. 8, n. 2, 2013. Disponível em: <http://seer.fclar.unesp.br/temasadm/article/view/6845>. Acesso em: 12 setembro 2016.
- HAINMUELLER J. Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. **Political Analysis**, v. 20 n.1, p. 25-46, 2012.
- HAINMUELLER J.; XU, Y. Ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing. **Journal of Statistical Software**. v. 54, n. 7. August, 2013.
- HECKMAN, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica**, v.47, n.1, p.153-161, Jan. 1979.
- HIRANO, K; IMBENS, G; RIDDER G. Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score. **Econometrica**, v. 71 n.4, p.1161-1189, 2003

- HO, D., IMAI, K; KING, G. Stuart E, A. Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference. **Political Analysis**, v.15 n.3, p.199. 2007
- IMBENS, G. The role of the propensity score in estimating dose–response functions. **Biometrika**. v. 87, n.3, p.706–710, 2000.
- IMBENS, G. Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review. **Review of Economics and Statistics**, v.86 n.1, p.4-29, 2004
- JANNUZZI, P. M. Status socioeconômico das ocupações brasileiras: medidas aproximativas para 1980, 1991 e anos 90. **Revista Brasileira de Estatística**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 2, p. 47-74, 2001.
- JANNUZZI, P. M. **Indicadores sociais no Brasil**. Campinas: Alínea, 2003, 2.ed.
- LECHENER, M. Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under the conditional independence assumption. **Econometric Evaluation of Labour Market Policies**. Heidelberg, p. 1–18. 2001
- LIN, D.; LUTTER, R.; RUHM, C. J. **Cognitive Performance and Labor Market Outcomes**. Discussion Paper, IZA, n. 10075. July, 2016.
- ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome. **Journal of the Royal Statistical Society**. Series B, v.45, 212–218. 1983
- RUBIN, D. B. **Matched Sampling for Causal Effects**. Cambridge University Press. 2006
- SEKHON, J. S. Opiates for the Matches: Matching Methods for Causal Inference. **Annual Review of Political Science**, v. 12, p.487-508, 2009
- SEVERNINI, E. R.; ORELLANO, V. I. F. O efeito do ensino profissionalizante sobre a probabilidade de inserção no mercado de trabalho e sobre a renda no período pré-Planfor. **Revista EconomiA**, 2010.
- SILVA, M. R.; PELISSARI, L. B.; STEIMBACH, A. A. Juventude, escola e trabalho: permanência e abandono na educação profissional técnica de nível médio. **Educ. Pesqui.** [online]. v.39, n.2, p.403-417. 2013.
- SIMÕES, C. A. Políticas públicas do ensino médio: realidade e desafios. In: FERREIRA, Cristina Araripe (Org.). *Juventude e iniciação científica: políticas públicas para o ensino médio*. Rio de Janeiro: EPSJV; UFRJ, 2010. p. 135-142.
- VALLE SILVA, N. **Uma proposta de classificação das ocupações brasileiras**. LNCC, Mimeografado. 1992.

Apêndice

Figura 1 – Construção da Amostra



Fonte: Elaboração Própria com base nos Microdados do SPAECE 2011; Censo Escolar 2011 e RAIS 2014

Tabela A1 – Estimação do Probit – Participação no mercado de trabalho 2014

| Variáveis | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
|---------------|---------------|-------------|---------|
| EEEP | 0.3683 | 0.0355 | 0.000 |
| Idade | 0.0067 | 0.0055 | 0.227 |
| Gênero | 0.3058 | 0.0313 | 0.000 |
| Urbano | 0.1456 | 0.0375 | 0.000 |
| Bolsa_familia | 0.0645 | 0.0324 | 0.046 |
| Esc_pai | -0.0878 | 0.0348 | 0.012 |
| Esc_pai | -0.0507 | 0.0359 | 0.158 |
| Constante | -0.7063 | 0.1143 | 0.000 |

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A2 – Estimação do Modelo Multinomial – com correção

| Ocupação 1 | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
|------------|---------------|-------------|---------|
| EEEP | -2.1332 | 1.1589 | 0.066 |
| Gênero | -4.0100 | 1.1601 | 0.001 |
| Raça | 0.0349 | 0.5508 | 0.949 |
| Idade | -0.0428 | 0.0329 | 0.194 |
| Mills | -12.2297 | 3.9572 | 0.002 |
| Constante | 17.2877 | 5.1245 | 0.001 |
| Ocupação 2 | | | |
| EEEP | -2.4679 | 0.9753 | 0.011 |
| Gênero | -4.6980 | 1.0715 | 0.000 |
| Raça | -0.2121 | 0.5038 | 0.674 |
| Idade | -0.2112 | 0.0655 | 0.001 |
| Mills | -12.9144 | 3.5289 | 0.000 |
| Constante | 24.3611 | 4.8253 | 0.000 |
| Ocupação 3 | | | |

Continua..

| Continuação | | | |
|-------------------|----------|--------|-------|
| EEEEP | -2.7061 | 0.9671 | 0.005 |
| Gênero | -4.2341 | 1.0690 | 0.000 |
| Raça | -0.4720 | 0.5005 | 0.346 |
| Idade | -0.1063 | 0.0375 | 0.005 |
| Mills | -12.0601 | 3.5074 | 0.001 |
| Constante | 21.3264 | 4.6341 | 0.000 |
| Ocupação 4 | | | |
| EEEEP | -2.3298 | 0.9841 | 0.018 |
| Gênero | -2.7722 | 1.0809 | 0.010 |
| Raça | -0.5815 | 0.5151 | 0.259 |
| Idade | -0.0424 | 0.0297 | 0.153 |
| Mills | -8.5183 | 3.5619 | 0.017 |
| Constante | 14.8591 | 4.6602 | 0.001 |

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A3 – Estimação do Modelo Multinomial – sem correção

| Ocupação 1 | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
|-------------------|---------------|-------------|---------|
| EEEEP | 2.0141 | 0.4675 | 0.000 |
| Gênero | -0.9651 | 0.4962 | 0.052 |
| Raça | -0.2508 | 0.4925 | 0.611 |
| Idade | -0.0255 | 0.05123 | 0.617 |
| Constante | 1.5415 | 1.2780 | 0.228 |
| Ocupação 2 | | | |
| EEEEP | 1.9670 | 0.4143 | 0.000 |
| Gênero | -1.6426 | 0.4626 | 0.000 |
| Raça | -0.5568 | 0.4450 | 0.211 |
| Ocupação 2 | | | |
| Idade | -0.0433 | 0.0405 | 0.290 |
| Constante | 4.6983 | 1.0516 | 0.000 |
| Ocupação 3 | | | |
| EEEEP | 1.2859 | 0.4128 | 0.002 |
| Gênero | -1.3001 | 0.4621 | 0.005 |
| Raça | -0.7655 | 0.4448 | 0.085 |
| Idade | -0.0450 | 0.0405 | 0.266 |
| Constante | 5.0087 | 1.0422 | 0.000 |
| Ocupação 4 | | | |
| EEEEP | 0.4274 | 0.4177 | 0.306 |
| Gênero | -0.7130 | 0.4671 | 0.127 |
| Raça | -0.8063 | 0.4537 | 0.076 |
| Idade | -0.0208 | 0.0403 | 0.606 |
| Constante | 3.8026 | 1.0426 | 0.000 |

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A4 – Estimação do Modelo Multinomial – Cursos - Com correção

| Ocupação 1 | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
|-------------------|---------------|-------------|---------|
| Saude | -2.4910 | 1.3578 | 0.067 |
| Gestao | 12.2687 | 1.3252 | 0.000 |
| Informação | -0.6177 | 1.3190 | 0.640 |
| Hosp_Lazer | 11.3455 | 1.3423 | 0.000 |
| Gênero | -3.6035 | 1.3132 | 0.006 |
| Raça | 0.0614 | 0.5507 | 0.911 |
| Idade | -0.0254 | 0.0328 | 0.438 |
| Mills | -9.3644 | 4.3325 | 0.031 |
| Constante | 13.5614 | 5.5978 | 0.015 |
| Ocupação 2 | | | |
| Saude | -2.2279 | 1.2570 | 0.076 |
| Gestao | 10.9355 | 1.2216 | 0.000 |
| Informação | -1.5229 | 1.2439 | 0.221 |
| Hosp_Lazer | 10.7226 | 1.2270 | 0.000 |
| Gênero | -4.2515 | 1.2641 | 0.001 |
| Raça | -0.1862 | 0.5011 | 0.710 |
| Idade | -0.2017 | 0.0667 | 0.003 |
| Mills | -10.6385 | 4.1488 | 0.010 |
| Constante | 21.4086 | 5.5465 | 0.000 |
| Ocupação 3 | | | |
| Saude | -2.5729 | 1.2532 | 0.040 |
| Gestao | 11.1616 | 1.2201 | 0.000 |
| Informação | -1.6968 | 1.2397 | 0.171 |
| Hosp_Lazer | 10.9702 | 1.2220 | 0.000 |
| Gênero | -3.7534 | 1.2623 | 0.003 |
| Raça | -0.4378 | 0.4981 | 0.379 |
| Idade | -0.0965 | 0.0377 | 0.011 |
| Mills | -9.5013 | 4.1372 | 0.022 |
| Constante | 18.0445 | 5.3951 | 0.001 |
| Ocupação 4 | | | |
| Saude | -2.1620 | 1.2611 | 0.087 |
| Gestao | 11.2674 | 1.2385 | 0.000 |
| Informação | -1.4969 | 1.2471 | 0.230 |
| Hosp_Lazer | 11.2528 | 1.2365 | 0.000 |
| Ocupação 4 | | | |
| Gênero | -2.3388 | 1.2677 | 0.065 |
| Raça | -0.5519 | 0.5125 | 0.282 |
| Idade | -0.0342 | 0.0292 | 0.242 |
| Mills | -6.2880 | 4.1587 | 0.131 |
| Constante | 11.9895 | 5.3864 | 0.026 |

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A5 – Estimação do Modelo Multinomial – Cursos - Sem correção

| Ocupação 1 | Coefficientes | Erro-padrão | p-valor |
|-------------------|---------------|-------------|---------|
| Saude | 0.7884 | 0.5946 | 0.185 |
| Gestao | 16.8844 | 1287.02 | 0.990 |
| Informação | 2.5042 | 0.6706 | 0.000 |
| Hosp_Lazer | 15.9715 | 1187.43 | 0.989 |
| Gênero | -1.1811 | 0.5045 | 0.019 |
| Raça | -0.2774 | 0.4952 | 0.575 |
| Idade | -0.0255 | 0.0507 | 0.615 |
| Constante | 1.7161 | 1.2635 | 0.174 |
| Ocupação 2 | | | |
| Saude | 1.4035 | 0.5142 | 0.006 |
| Gestao | 15.9066 | 1287.02 | 0.990 |
| Informação | 1.9911 | 0.6284 | 0.002 |
| Hosp_Lazer | 15.6838 | 1187.43 | 0.989 |
| Gênero | -1.6650 | 0.4688 | 0.000 |
| Raça | -0.5901 | 0.4458 | 0.186 |
| Idade | -0.0506 | 0.0402 | 0.209 |
| Constante | 5.0256 | 1.0370 | 0.000 |
| Ocupação 3 | | | |
| Saude | 0.6108 | 0.5146 | 0.235 |
| Gestao | 15.6858 | 1287.02 | 0.990 |
| Informação | 1.3641 | 0.6281 | 0.020 |
| Hosp_Lazer | 15.4905 | 1187.43 | 0.990 |
| Gênero | -1.3578 | 0.4685 | 0.004 |
| Raça | -0.7790 | 0.4459 | 0.081 |
| Idade | -0.0493 | 0.0398 | 0.216 |
| Constante | 5.2065 | 1.0287 | 0.000 |
| Ocupação 4 | | | |
| Saude | -0.0886 | 0.5245 | 0.866 |
| Gestao | 14.6999 | 1287.02 | 0.991 |
| Informação | 0.5210 | 0.6364 | 0.413 |
| Hosp_Lazer | 14.7166 | 1187.43 | 0.990 |
| Gênero | -0.7644 | 0.4736 | 0.107 |
| Raça | -0.8056 | 0.4549 | 0.077 |
| Idade | -0.0208 | 0.0396 | 0.600 |
| Constante | 3.8427 | 1.0280 | 0.000 |

Fonte: Elaboração Própria